



W
28
(8706)

Documento de TRABAJO

8 7 0 6

"UN MODELO A R M A VECTORIAL
"PARA INDICES BURSATILES"

Eduardo Ley
-Universidad de Michigan

Nº C → X-53-230080-6

Nº E → 5307917639

***Un Modelo ARMA Vectorial
para Indices Bursátiles ****

Eduardo Ley**

*** Ejercicio de Series Temporales Múltiples realizado en el curso de Series Temporales II impartido por el Profesor D. Peña durante el curso 85/86 en el Centro de Formación del Banco de España.**

**** Profesor Ayte, Dpto Tª Económica, Universidad Complutense, curso 85/86. Comentarios y sugerencias pueden ser enviados a:**

**Eduardo Ley
Graduate Students' Mailroom
Department of Economics, Lorch Hall
The University of Michigan
Ann Arbor, MI 48109
EE.UU.**

índice

Aptdo.	página
1. Introducción	1
2. Análisis de Series Temporales de los Indices Bursátiles	3
2.1. Identificación	6
2.2. Estimación	8
2.3. Diagnósis	9
3. Interpretación del Modelo	13
4. Identificación de Estructuras Simplificadoras	15
5. Bibliografía	17
A. Apéndice	

1. Introducción

Numerosos estudios sobre las propiedades estadísticas de los precios de las acciones confluyen a la conclusión de que las cotizaciones bursátiles siguen un proceso de insospechable evolución -martingala-; véase Granger [4] para un compendio de los estudios empíricos realizados y Leroy [8] para un sumario de los modelos teóricos desarrollados. Ello viene finalmente a traducirse en que la esperanza de la tasa de rendimiento de las acciones, condicionada a los valores pasados de las tasas de rendimiento observadas, es igual a la esperanza no condicionada.

Este carácter aleatorio de los movimientos de las cotizaciones, encuentra justificación teórica en la llamada eficiencia de los mercados de valores. Un mercado en el cual los precios siempre "reflejan totalmente" la información disponible es denominado "eficiente" ; Fama [2]. Si la historia pasada de una serie de precios tuviera algún papel en la predicción de los valores futuros de los mismos, existirían poderosos incentivos para investigar esta dependencia. Una vez descubierta -o aproximada-, al ser explotada, haría desaparecer cualquier estructura encontrada que permitiera la obtención de beneficios extraordinarios. En equilibrio, los agentes se encontrarían indiferentes entre estar informados -agentes que recogen y procesan información, v.g. los precios pasados- o estar desinformados; Grossman y Stiglitz [5]. Los agentes informados se "equivocan" menos que los desinformados pero han de soportar un coste para mantener su condición privilegiada. Parte de la información que estos agentes adquieren, se transmite después gratis a los agentes desinformados vía precios. Sin embargo, ésta es una señal ruidosa, lo que permite a los agentes informados mantener un margen competitivo.

Sin embargo, algunos autores, Lucas [9] y Leroy [7], han demostrado que en un marco de equilibrio general competitivo con

incertidumbre, los precios de las acciones, únicamente bajo ciertos supuestos bastante restrictivos, responden al comportamiento arriba descrito. Lo que les lleva a concluir que la eficiencia en el mercado de valores no es incompatible con distribuciones de probabilidad para las cotizaciones que sean ajenas a la familia de procesos de martingala. No obstante, estos procesos, aún careciendo de una rigurosa justificación teórica, pueden servir como una aproximación razonable a los modelos teóricos; Leroy [7] y Sims [12].

Las propiedades de ruido blanco de algunas cotizaciones pueden perderse, también, introduciendo nuevos tipos de agentes en los modelos tradicionales. Imagínese un mercado de activos financieros -v.g. la Bolsa de Madrid- en el cual participasen dos tipos de agentes: A y B. El agente "tipo A" compraría y vendería acciones con el único propósito de obtener ganancias de capital. El agente "tipo B" -v.g. algunas sociedades de inversión financiera controladas por grandes bancos- tendría, además, un segundo motivo para comprar determinadas acciones. Este sería empujar al alza algunas cotizaciones: las del banco que controlaría tal sociedad. La razón última de este comportamiento sería la asociación -supuesta en la mente de los potenciales clientes del banco- entre la salud y fortaleza de un banco con la altura de sus cotizaciones en bolsa. Así, los agentes "B", además de perseguir ganancias de capital, tendrían encomendadas tareas de "imagen".*

Mientras que abundantes investigaciones empíricas han ahondado, por un lado, en la relación de series de cotizaciones con su propio pasado y, por otro, en la identificación de factores subyacentes del mercado que participan en la determinación simultánea, en cada instante, del precio de todas las acciones de un mercado -*capital asset pricing models*-; apenas se han investigado las relaciones existentes entre las series temporales de -tasas de variación de- cotizaciones de acciones.

El propósito de este trabajo es investigar las relaciones de dependencia que puedan existir entre índices bursátiles en la Bolsa de Madrid durante el año 1985. Se escogieron tres índices: Banca, Eléctricas y "Otras". Este último, referido a acciones pertenecientes a sectores distintos del bancario y eléctrico, es una media ponderada de los índices de Alimentación, Construcción, Inversión, Siderometalúrgicas, Químicas, Comunicaciones y Varios, siendo los

* Es una interpretación libre de un modelo sugerido por J.L. Escrivá.

pesos utilizados los relativos de estos sectores en el cómputo del Índice General. En la Tabla A1 se presentan los componentes de estos tres índices con sus respectivas ponderaciones. Las series estudiadas son series diarias con cinco observaciones semanales. Cuando, por motivo de alguna festividad, faltaba alguna observación, se interpoló linealmente en la serie original de índices bursátiles. Las series así completadas se listan en la Tabla A2 del apéndice.

La elevada curtosis que presentan las tasas de rendimiento de las cotizaciones individuales -véase el exhaustivo estudio de Fama [1]- fue lo que aconsejó utilizar índices, en la esperanza de que la agregación atenuase este problema. La curtosis de las tasas de variación de los índices aún es elevada, especialmente para el índice de Banca; véanse las tablas A4, A5 y A6 del apéndice.

La organización de este trabajo es la siguiente: en el apartado 2 estudiaremos las relaciones de cada uno de estos índices no sólo con su propio pasado, sino también con el pasado y presente de los demás índices; en el apartado 3 interpretaremos los resultados obtenidos; en el apartado 4 se aborda el problema de intentar reducir la dimensionalidad del problema identificando estructuras de dependencia más simples, siguiendo la estrategia de Peña y Box [11]; por último presentaremos las referencias bibliográficas mencionadas en el apartado 5; y en el apéndice se listarán los componentes de los tres índices estudiados, y se mostrarán tablas, gráficos y estadísticos de las series utilizadas y los residuos del modelo ajustado.

2. Análisis de Series Múltiples de los Índices Bursátiles

Las series objeto de este ejercicio son la diferencia logarítmica de los tres índices arriba descritos; nos referiremos a estas series transformadas como BCA, ELEC y OTRAS. Además de las razones de carácter puramente estadístico que nos invitarían a realizar esta transformación -Moore [10] ha presentado evidencia de presencia de

heterocedasticidad en las primeras diferencias de las cotizaciones de acciones-, es fácil demostrar que la diferencia logarítmica de las cotizaciones es la tasa de rendimiento implícita en una acumulación continua, fruto de mantener esa acción durante ese día. Efectivamente:

$$p_t / p_{t-1} = \exp \{ \log_e(p_t / p_{t-1}) \} ;$$

luego:

$$\begin{aligned} p_t &= p_{t-1} \exp \{ \log_e(p_t / p_{t-1}) \} = \\ &= p_{t-1} \exp \{ \nabla \log_e p_t \} ; \end{aligned}$$

en donde p_t es el precio de una acción en el instante t , y ∇ es igual a $(1-B)$, siendo B el operador de retardos actuando sobre el subíndice.

Por otro lado, nótese, además, que denotando con r_t el rendimiento conseguido por mantener una acción durante un período, tenemos:

$$r_t = (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1} = (p_t / p_{t-1}) - 1 ;$$

entonces:

$$1 + r_t = p_t / p_{t-1} ;$$

de modo que:

$$\log_e(1 + r_t) = \log_e(p_t / p_{t-1}) = \nabla \log_e p_t \approx r_t ;$$

utilizando para esta última aproximación el desarrollo de Taylor de la función $f(x) = \log_e(1+x)^*$. Siempre que x -en este caso, r_t - esté contenido en $\pm 15\%$, se puede utilizar una aproximación de primer grado sin apenas perder información.

De esta manera, las variables de interés para nuestro análisis son las diferencias logarítmicas de los índices, que aproximan sus tasas de rendimiento. Así pues, esta transformación se justifica por sí

* El desarrollo de Taylor de la función $f(x) = \log_e(1+x)$ alrededor del origen es:

$$\sum \{ [(-1)^{k+1} x^k] / k \} = x - x^2/2 + x^3/3 - x^4/4 + x^5/5 - \dots ;$$

cuyo término complementario toma la forma:

$$R_n(x) = [(-1)^{n+1} x^n] / [n(1+\xi)] ; \quad \xi \in (0, x)$$

convergiendo a cero para $x \in (-1, 1)$. Nótese que este intervalo no es restrictivo para nuestros propósitos; i.e. una tasa de rendimiento de 1 significaría que de un día para otro, el precio de la acción se habría doblado!

misma además de servir, como es usual, para conseguir una serie estacionaria en media y varianza. Aprecie el lector que todo lo anterior -incluyendo la discusión de la introducción- es aplicable igualmente, sin reparos ni distinguos, a índices en el lugar de las cotizaciones de acciones individuales. El rendimiento referido, entonces, a una cartera con una composición similar a la implícita en el índice correspondiente.

Llamando B_t , E_t y O_t a los índices de Banca, Eléctricas y "Otras" respectivamente, escribiremos:

$$z_t = 263.16 \cdot (\nabla \log_e B_t, \nabla \log_e E_t, \nabla \log_e O_t)^T = \\ = (BCA_t, ELEC_t, OTRAS_t)^T; \quad (t=1, \dots, 259)$$

Se multiplicaron las tres series por una misma constante: 263.1579; con el objeto de obtener una desviación típica para BCA de 1. -en realidad, resultó .99 (!)-. Las otras dos series tienen una variabilidad mayor como puede apreciarse en la Tabla 3.

Ajustaremos al vector z_t un modelo ARMA vectorial, véase Tiao y Box [13], del tipo:

$$\phi_p(B) \Phi_{ps}(B^s) z_t = \theta_q(B) \Theta_{qs}(B^s) a_t,$$

con

$$a_t \sim N_k(0, \Sigma_a)$$

y donde

$$\begin{aligned} \phi_p(B) &= I - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \\ \Phi_{ps}(B^s) &= I - \phi_1^s B^s - \dots - \phi_{ps}^s B^{ps} \\ \theta_q(B) &= I - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \\ \Theta_{qs}(B^s) &= I - \theta_1^s B^s - \dots - \theta_{qs}^s B^{qs} \end{aligned}$$

son matrices polinómicas en los operadores B y B^s ; con las raíces de $|\phi_p(B)|$, $|\Phi_{ps}(B^s)|$, $|\theta_q(B)|$ y $|\Theta_{qs}(B^s)|$ en, o fuera del círculo unidad; cumpliendo las habituales condiciones de estacionariedad e invertibilidad.

2.1. Identificación

En las tablas 1 y 2 se presentan las matrices de correlaciones cruzadas y de correlaciones parciales respectivamente, en términos de los símbolos +, -, ó · según las correlaciones sean mayores, menores que $\pm 2\sqrt{n}$ -siendo n el número de observaciones efectivas- o bien, sean no significativas de acuerdo con este criterio; Tiao y Box [13].

Tabla 1. Matrices de Correlaciones Cruzadas

1	2	3	4	5	6	7	8	9
+++	+++	- · +	- · +	- · +	- · ·	- · ·	- · ·	- · ·
+++	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·
+++	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·
10	11	12	13	14	15	16	17	18
· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	+ · ·	+++	+ · ·	+ · ·	+ · ·
· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·
· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·	· · ·

El decaimiento lento de algunos coeficientes sugiere la existencia de estructura autorregresiva. También se identifica una posible media móvil estacional de tercer orden, con estacionalidad semanal.

Merece la pena llamar la atención a los elementos diagonales de estas matrices -que no son sino las funciones de autocorrelación simple del análisis univariante-. Si estuviéramos realizando un análisis univariante de estas series, habríamos encontrado también evidencia en contra de la hipótesis de ruido blanco, i.e las f.a.s. tienen retardos significativos.

Tabla 2. Matrices de Correlaciones Parciales

Retardo	Varianzas Residuales	Autovalores de Σ	Test χ^2	AIC	Coefficientes de Correlación Parcial
1	4.86E-01	1.79E-01	147.39	0.479	+ . +
	1.29E+01	5.70E-01			. . .
	2.11E+00	1.47E+01			. . +
2	4.83E-01	1.73E-01	29.38	0.412	. . .
	1.18E+01	5.62E-01			- - +
	1.94E+00	1.35E+01			- - +
3	4.78E-01	1.71E-01	4.99	0.458	. . .
	1.18E+01	5.57E-01			. . .
	1.94E+00	1.35E+01			. . .
4	4.69E-01	1.70E-01	10.83	0.477	. . .
	1.15E+01	5.42E-01			. . .
	1.91E+00	1.32E+01			. . .
5	4.56E-01	1.70E-01	10.58	0.495	- - +
	1.14E+01	5.21E-01			. . .
	1.90E+00	1.31E+01			. . .

El valor crítico de la χ^2 con 9 grados de libertad, al 95% es 16.9

Tanto el contraste χ^2 como el Criterio de Información de Akaike apuntan a un AR(2) en la parte regular.

A la vista de las tablas 1 y 2, se identificó un modelo autorregresivo de segundo orden en la parte regular y una media móvil de tercer orden en la parte estacional con $s=5$.

2.2. Estimación

Se realizó una primera estimación condicional para, después de imponer restricciones cero sobre algunos parámetros, estimar el modelo por máxima verosimilitud exacta utilizando el paquete SCA. A continuación se presenta el resultado de esta segunda estimación, con los errores estándar entre paréntesis.

$$\begin{bmatrix}
 1-.565B & 0 & 0 \\
 (.049) & & \\
 -.568B+.985B^2 & 1+.172B-.592B^2 & -1.174B^2 \\
 (.263) & (.309) & (.045) & (.147) & (.345) \\
 -.358B+.335B^2 & .275B^2 & 1-.255B-.562B^2 \\
 (.118) & (.129) & (.061) & (.044) & (.144)
 \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix}
 BCA_t \\
 ELEC_t \\
 OTRAS_t
 \end{bmatrix}
 =$$

$$=
 \begin{bmatrix}
 1-.142B^5+.179B^{10}-.095B^{15} & .045B^{10} & .114B^{10}-.078B^{15} \\
 (.057) & (.063) & (.053) & (.028) & (.069) & (.027) \\
 -.872B^5-.358B^{10} & 1 & 0 \\
 (.280) & (.129) & \\
 -.475B^5 & 0 & 1-.040B^{10} \\
 (.122) & & (.028)
 \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix}
 a_{1t} \\
 a_{2t} \\
 a_{3t}
 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_a = \begin{bmatrix}
 .596 & & \\
 .495 & 12.224 & \\
 .465 & 4.925 & 2.422
 \end{bmatrix}$$

En la Tabla 3 se muestran las desviaciones típicas de las series originales y de los residuos del modelo ARMA vectorial estimado. Se consigue una considerable reducción de la variabilidad de las tres series; teniendo en mente que por un lado se trata de tasas de variación, y por otro considerando su supuesta condición inicial de ruido blanco. La disminución de la varianza generalizada también es importante: superior al 50%.

Tabla 3. Desviaciones típicas de las series originales y los residuos

<u>Bca</u>	<u>R1</u>	<u>Δ%</u>	<u>Elec</u>	<u>R2</u>	<u>Δ%</u>	<u>Otras</u>	<u>R3</u>	<u>Δ%</u>
.994	.765	-23.09	3.743	3.488	-6.80	1.773	1.546	-12.80
			<u>SERIES ORIGINALES</u>		<u>SERIES RESIDUALES</u>		<u>Δ%</u>	
VARIANZA GENERALIZADA:			4.877831		2.222696		-54.43	

2.3. Diagnósis

La Tabla 4 nos presenta las matrices de correlación cruzada de las series residuales. Únicamente en el lag 18 aparecen valores que, aunque en el margen, son significativos. No se encontró una explicación satisfactoria a este hecho que justificara, o bien, una intervención -no se localizó a ninguna observación 'responsable', o bien, una ampliación del modelo estimado -el retardo 18 corresponde a dos semanas y tres días-.

Tabla 4. Matrices de Correlaciones Cruzadas: Series Residuales

1	2	3	4	5	6	7	8	9
...
...
...
10	11	12	13	14	15	16	17	18
...
...	---
...	---

En la Tabla 5, que presenta las matrices de correlación parcial, tampoco se descubre evidencia de una mala especificación en el modelo ajustado. No aparecen coeficientes significativos para ningún retardo y los valores del estadístico del test χ^2 no señalan necesidad alguna de ampliar la parte autorregresiva del modelo.

Tabla 5. Matrices de Correlaciones Parciales: Series Residuales

Retardo	Varianzas Residuales	Autovalores de Σ	Test χ^2	AIC	Coeficientes de Correlación Parcial
1	4.17E-01 1.14E+01 1.95E+00	1.71E-01 5.04E-01 1.31E+01	15.72	0.190
2	4.01E-01 1.14E+01 1.94E+00	1.68E-01 4.87E-01 1.31E+01	11.16	0.207
3	3.96E-01 1.13E+01 1.93E+00	1.68E-01 4.87E-01 1.30E+01	5.57	0.251
4	3.91E-01 1.11E+01 1.88E+00	1.67E-01 4.66E-01 1.27E+01	10.37	0.272

5	3.77E-01	1.67E-01	12.63	0.280	. . .
	1.10E+01	4.43E-01			. . .
	1.88E+00	1.26E+01			. . .

El valor crítico de la χ^2 con 9 grados de libertad, al 95%, es 16.9

En la Tabla 6 se muestra el estadístico "portmanteau" para contrastar la adecuación global del modelo estimado, véase Hosking [5]. Bajo la hipótesis nula de que el modelo es correcto y que, por ende, el vector de residuos se compone de series de ruido blanco; el estadístico P_m -definido a continuación- se distribuye, si m es grande, como una χ^2 con grados de libertad: $k^2(m-p-q)$; en donde k es la dimensión del vector de variables, p el número de matrices autorregresivas y q el número de matrices de media móvil. Esto es,

$$P_m = n \sum_{j=1}^m \text{traza}(C_j' C_0^{-1} C_j C_0^{-1}) \sim \chi^2[k^2(m-p-q)] ;$$

siendo C_j la matriz de autocovarianzas estimada para el retardo j .

Como puede apreciarse en la Tabla 6, los valores de P_m no conducen a un rechazo de la hipótesis de que el modelo ajustado sea adecuado. Se encuentran bastante lejos de los niveles marginales de rechazo para los niveles de significación de costumbre en la usanza tradicional.

Tabla 6. Estadístico "Portmanteau" (Hosking)

m	<u>15</u>	<u>20</u>	<u>30</u>	<u>35</u>
P_m	98.61	144.80	238.68	262.45
Grados de libertad:	90	135	225	270

En la Tabla 7 se recoge el número de observaciones de las series residuales que no se encuentran dentro de los intervalos de ± 2 desviaciones típicas de la media. Teniendo en cuenta que el número de observaciones es 257, nunca exceden el número esperado -al 95%- que es 13.

Tabla 7. Residuos fuera de ± 2 desviaciones típicas

	<u>R1</u>	<u>R2</u>	<u>R3</u>
Número de observaciones:	13	13	10

Sí es preocupante, no obstante, la existencia de curtosis elevadas en los residuos presentadas en la Tabla 8 -véanse en el apéndice las Tablas A7, A8 y A9-, especialmente en la serie residual asociada a BCA. Ello afecta negativamente a la estabilidad del modelo estimado bajo la hipótesis de normalidad -si no pone en cuestión ya directamente la estimación misma-. Quizás tendría interés dividir las series por el valor absoluto de los residuos y reestimar el modelo tantas veces sea necesario hasta converger. Un problema inmediato de este procedimiento es la pérdida de observaciones iniciales que se va produciendo en cada iteración. Queda este ejercicio pendiente como natural extensión de este trabajo. Los coeficientes de asimetría de las series, por el contrario, no son motivo de desasosiego.

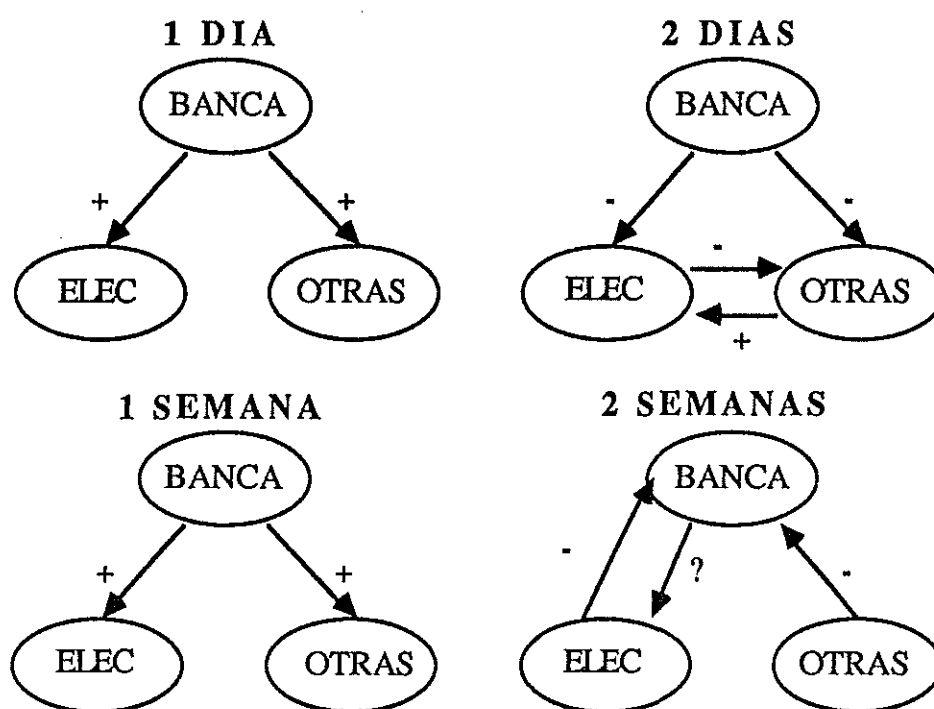
Tabla 8. Medias, Desviaciones Típicas y Coeficientes de Asimetría y Curtosis: Residuos

	<u>R1</u>	<u>R2</u>	<u>R3</u>
MEDIA	.0811	.0803	.1221
DESVIACIÓN TÍPICA	.7661	3.4946	1.5493
ASIMETRÍA	.4292	.3322	.3080
CURTOSIS	2.7785	.7221	1.4266

3. Interpretación del Modelo

Las interrelaciones entre las tasas de variación de los tres índices estudiados, implícitas en el modelo ajustado, se sintetizan sucintamente en el Cuadro 1. Puede apreciarse que BANCA lidera la evolución de ELEC y OTRAS. Una subida de este índice -un rendimiento positivo- da lugar, en la sesión siguiente, a movimientos al alza en los otros dos índices. Dos días más tarde, ELEC y OTRAS corrigen a la baja el sobreajuste realizado. Este proceso se observa también a nivel semanal; impulsos que empujan al alza el índice de BANCA, se transmiten positivamente a ELEC y OTRAS una semana después, y negativamente dos semanas después.

Cuadro 1. Relaciones entre las tasas de rendimiento de los índices



Siendo esto un ejercicio estadístico y no un prontuario para hacer dinero en la Bolsa, se deja a cargo del lector el estudio de la posibilidad de construir reglas de arbitraje rentables a partir de la información de este modelo.

Por otro lado, cabe señalar la alta correlación contemporánea presente entre los impulsos *-shocks-* que se infiere de la matriz de covarianzas del ruido que se presentó como resultado de la estimación del modelo. Presentamos la matriz de correlaciones en la Tabla 9. Estas correlaciones importantes -especialmente entre ELEC y OTRAS-, quizás sean señal de lo estrecho del mercado bursátil de Madrid. Un índice recién estornuda, y los otros dos ya se contagiaron del resfriado.

Tabla 9. Correlaciones Contemporáneas entre los Residuos

	R1	R2	R3
R1	1		
R2	.18	1	
R3	.38	.93	1

Esta poderosa asociación instantánea entre ELEC y OTRAS, deja, seguramente, poco hueco a relaciones decaladas en el tiempo entre ambos que apenas si débilmente se manifiestan en el modelo ajustado.

4. Identificación de Estructuras Simplificadoras

En la literatura sobre los mercados financieros aparece con inusitada frecuencia el denominado coeficiente beta. Este coeficiente se encuentra sólidamente apoyado sobre la teoría de equilibrio del mercado y la elección de la cartera óptima; véase Garbade [3]. El '*modelo beta*' referido a la estructura de los rendimientos esperados de las distintas acciones -o carteras-, cuando todos los agentes perciben la misma distribución de probabilidad acerca de las cotizaciones al final de cada sesión, establece que:

$$r_{it} - \mu_t = \beta_i (r_t - \mu_t) + \varepsilon_{it};$$

en donde r_{it} es el rendimiento esperado de la cotización i en la sesión t , el rendimiento de activos alternativos libres de riesgo es μ_t ; β_i - como el lector avisado ya habrá adivinado- es el famoso coeficiente beta, definido como el cociente entre el riesgo marginal de la cotización i y el riesgo del mercado; r_t es el rendimiento del mercado durante esa misma sesión; y ε_{it} es un término aleatorio con propiedades de ruido blanco.

Abundantes estudios han insistido en el intento de identificar -utilizando frecuentemente técnicas de Análisis Factorial- el rendimiento, también llamado factor, del mercado. Este factor subyacente intervendría en la determinación de los rendimientos de todas las acciones de un mercado bursátil; con mayor o menor autoridad dependiendo de la magnitud del correspondiente β_i .

Inspirado en el trabajo de Peña y Box [11] -donde se presenta una estrategia para descubrir factores subyacentes en las relaciones entre series temporales, aplicada con éxito por estos autores para identificar una estructura de dependencia, entre series de precio del trigo en España, más simple y sugerente que la derivada

directamente del modelo ARMA vectorial previamente ajustado- se trató de aplicar el mismo procedimiento para identificar el factor del mercado que se deriva de los modelos beta.

Siguiendo a estos autores, si existe una ecuación estructural del tipo:

$$z_t = P y_t + \xi_t$$

(kx1) (kxm)(mx1) (kx1)

donde P es una matriz de elementos desconocidos, y_t es un vector no observable y ξ_t es un proceso de ruido blanco k-dimensional con una matriz de covarianzas de rango completo, y además el vector y_t sigue un proceso ARMA vectorial:

$$\Phi_y(B) y_t = \Theta_y(B) a_t ,$$

$$a_t \sim N_m(0, \Sigma_a) ;$$

es posible, a partir del proceso observado $\{z_t\}$ -que seguirá un proceso ARMA vectorial más complejo que el de y_t - identificar la matriz de cargas P y los factores latentes y_t . Por supuesto, lo anterior tiene interés cuando $m \geq k$. En nuestro caso -el modelo beta para los índices-, tendríamos:

$$z_t = \beta r_t + \varepsilon_t ;$$

como ecuación estructural, con β de dimensión 3×1 , de modo que $m=1$. El objetivo radicaría, entonces, en identificar β y recuperar r_t .

En el caso de que existiera una ecuación estructural relacionando las variables observadas con los factores subyacentes, las matrices de autocovarianzas del proceso observado y las de correlaciones parciales han de cumplir ciertas condiciones. Entre ellas, estas matrices han de tener los mismos -teóricamente idénticos, en la práctica, estadísticamente iguales- r autovalores no nulos. En la Tabla 10 se muestran los autovalores de las matrices de autocovarianzas para varios retardos y de las dos primeras matrices de correlaciones parciales. No parece que el rango de estas matrices sea menor que su dimensión ni que compartan los mismos



autovalores. Se fracasó, pues, una vez más en la búsqueda del ~~factor~~ del mercado.

Tabla 10. Autovalores de las Matrices de Autocovarianzas y Correlaciones Parciales

Retardo:	Autovalores		
	λ_1	λ_2	λ_3
1	.082390	.289900	3.302000
2	-.898820	-.013389	.533890
3	-.137060	.036793	.564360
4	-.709770	-.018677	.227700
5	-.043744	-.033727 ± .234630i	
6	-.188470	.045225	.672840
7	-.224940	.020331	.660010
8	-.646090	-.053796 ± .096930i	
9	-1.137200	-.149930	.008595
10	-.013786 ± .058876i		.968210
PHI1	.121560	.236630	.567810
PHI2	-.116300 ± .094493i		.071592

Nótese que los resultados de este apartado no dependen en absoluto de los de ningún otro. Esto es, para la identificación de los *factores subyacentes del mercado* no se utiliza para nada el modelo ARMA ajustado en el apartado 2.2.

5. Bibliografía

- [1] Fama, E.F. 1965. "The Behaviour of Stock Market Prices," *Journal of Business* 38: 34-105.
- [2] Fama, E.F. 1970. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *The Journal of Finance* 25: 383-423.

- [3] Garbade, K.D. 1982. "Securities Markets". McGraw-Hill.
- [4] Granger, C.W.J. 1975. "A Survey of Empirical Studies on Capital Markets," en *International Capital Markets* editado por Elton, E.J. y H.J. Gruber, North Holland.
- [5] Grossman, S.J. y J.E. Stiglitz 1980. "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review* 70:393-407.
- [6] Hosking, J.R.M. 1980. "The Multivariate Portmanteau Statistic", *Journal of the American Statistical Association* 75:602-608
- [7] Leroy, S.F. 1973. "Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Prices," *International Economic Review* 14:436-446.
- [8] Leroy, S.F. 1982. "Expectations Models of Asset Prices: a Survey of Theory," *The Journal of Finance* 27:185-217.
- [9] Lucas, R.E., Jr. 1978. "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46:1429-1445.
- [10] Moore, A. 1962. "A Statistical Analysis of Common-Stock Prices," *Tesis Doctoral inédita, Graduate School of Business University of Chicago*.
- [11] Peña, D. y G.E.P. Box 1986. "Identifying Simplifying Structure in Time Series," *Journal of the American Statistical Association* (en prensa).
- [12] Sims, C.A. 1984. "Martingale-Like Behavior of Prices and Interest Rates," *University of Minnesota, Center for Economic Research Discussion Paper # 205*.
- [13] Tiao, G.C. y G.E.P. Box 1981. "Modeling Multiple Time Series with Applications," *Journal of the American Statistical Association* 76:802-816

Apéndice

Tabla A1: Los índices bursátiles en 1985, valores que los componen y sus ponderaciones.

Tabla A2: Listado de los índices y de sus tasas de variación.

Tabla A3: Listado de los residuos del modelo ARMA vectorial.

Tabla A4: Estadísticos e histograma de BCA.

Tabla A5: Estadísticos e histograma de ELEC.

Tabla A6: Estadísticos e histograma de OTRAS.

Tabla A7: Estadísticos e histograma de R1.

Tabla A8: Estadísticos e histograma de R2.

Tabla A9: Estadísticos e histograma de R3.

Gráfico 1: Índices de Banca, Eléctricas y "Otras".

Gráfico 2: Tasa de variación del índice de Banca.

Gráfico 3: Tasa de variación del índice de Eléctricas.

Gráfico 4: Tasa de variación del índice de "Otras".

Gráfico 5: Serie residual R1.

Gráfico 6: Serie residual R2.

Gráfico 7: Serie residual R3.

Tabla A1. Los índices bursátiles en 1985: valores que los componen y sus ponderaciones en el Índice General

Valores	Capitalización Bursátil mm.	Ponderación en el Grupo	En el I.G.
Banco de Andalucía	15,074.7	2.41%	0.84%
Banco de Bilbao	70,728.6	11.31%	3.93%
Banco Central	106,940.9	17.11%	5.94%
Banesto	105,255.9	16.84%	5.84%
Banco Exterior	33,317.4	5.33%	1.85%
Banco Hispano Americano	53,030.7	8.48%	2.94%
Banco Pastor	16,179.5	2.59%	0.90%
Banco Popular	37,687.3	6.03%	2.09%
Banco de Santander	115,020.0	18.40%	6.38%
Banco de Vizcaya	49,987.7	8.00%	2.77%
Banco de Fomento	9,848.2	1.58%	0.55%
Bankinter	12,062.9	1.93%	0.67%
TOTAL BANCA	625,133.8	100.00%	34.70%

Fecsa	51,770.4	11.03%	2.80%
Hidroeléctrica Cantábrico	28,419.4	6.06%	1.54%
Enher	8,724.7	1.86%	0.47%
Hidroeléctrica Española	130,171.8	27.74%	7.04%
Iberduero	101,433.5	21.61%	5.48%
Compañía Sevillana	33,107.4	7.05%	1.79%
Unión-Fenosa	59,821.4	12.75%	3.23%
Endesa	55,848.3	11.90%	3.02%
TOTAL ELECTRICAS	469,296.9	100.00%	25.38%

Alimentación	29,595.0	5.03%	2.01%
Construcción	59,742.4	10.14%	4.05%
Inversión	57,542.0	9.77%	3.90%
Siderometalúrgicas	68,827.8	11.69%	4.67%
Químicas	81,075.8	13.77%	5.50%
Comunicaciones	268,187.9	45.54%	18.18%
Varios	23,935.3	4.06%	1.62%
TOTAL "OTRAS"	588,906.2	100.00%	39.93%

(Fuente: Memoria de la Bolsa de Madrid, 1984; y elaboración propia)

TABLA A2. INDICES BURSATILES Y SUS TASAS DE VARIACION
AÑO 1,985

	INDICE DE BANCA	TASA DE VARIACION	INDICE DE ELECTRICAS	TASA DE VARIACION	INDICE DE "OTRAS"	TASA DE VARIACION
1	101.14		102.033		100.987	
2	100.71	-1.1211	103.050	2.6098	101.480	1.2814
3	101.65	2.4447	104.280	3.1225	102.480	2.9910
4	103.24	4.0285	106.886	5.7269	104.550	4.8522
5	103.35	0.2803	107.960	3.3997	105.150	1.5058
6	102.79	-1.4298	107.870	-0.2196	105.000	-0.3757
7	102.63	-0.4101	107.670	-0.4881	104.940	-0.1503
8	103.11	1.2280	110.480	6.7799	106.400	3.6360
9	102.98	-0.3320	110.920	1.0458	107.000	1.4797
10	102.92	-0.1533	111.580	1.5513	107.650	1.8182
11	102.58	-0.8709	113.950	5.5311	108.850	2.9170
12	102.49	-0.2309	113.370	-1.3429	108.870	0.0241
13	102.55	0.1538	113.900	1.2275	109.230	0.8688
14	102.82	0.6919	115.570	3.8303	110.220	2.3744
15	102.29	-1.3600	115.870	0.6824	110.270	0.1192
16	101.66	-1.6258	113.820	-4.6976	109.140	-2.7104
17	101.40	-0.6738	113.730	-0.2091	109.320	0.4937
18	101.24	-0.4156	115.770	4.6783	110.140	1.9666
19	101.61	0.9599	116.690	2.0830	110.630	1.1680
20	102.40	2.0381	119.760	6.8341	112.530	4.4813
21	103.96	3.9788	120.600	1.8393	113.820	2.9996
22	105.00	2.6198	119.310	-2.8302	113.280	-1.2516
23	106.02	2.5440	121.250	4.2446	114.890	3.7138
24	106.82	1.4852	122.630	2.9782	116.280	3.1649
25	106.20	-1.0388	126.280	7.7185	117.410	2.5448
26	105.01	-2.9554	122.310	-8.4061	114.630	-6.3058
27	103.91	-2.7712	124.390	4.4376	115.290	1.5108
28	102.98	-2.3659	119.850	-9.7844	112.750	-5.8626
29	102.69	-0.7421	119.370	-1.0581	112.000	-1.7563
30	102.83	0.3584	121.300	4.2208	113.470	3.3955
31	103.39	1.4293	122.770	3.1700	114.220	1.7337
32	103.55	0.4071	122.360	-0.8801	114.490	0.6211
33	103.86	0.7885	123.770	3.0151	115.550	2.4253
34	104.27	1.0370	124.530	1.6110	116.930	0.8641
35	105.02	1.8863	123.820	-1.5048	116.230	-0.6501
36	105.34	0.8006	121.500	-3.9774	115.200	-2.3425
37	105.34	0.0000	122.000	1.0507	115.180	-0.0457
38	106.77	3.5484	119.310	-5.8574	114.470	-1.6273
39	107.84	2.6241	118.200	-2.4597	114.250	-0.5062
40	107.22	-1.0173	114.610	-8.1165	113.360	-2.0579
41	106.39	-2.0451	113.860	-1.7279	112.900	-1.0701
42	106.29	-0.2475	115.800	4.6507	113.750	1.7339
43	105.65	-1.5894	113.250	-6.0641	112.500	-2.9080
44	105.78	0.3237	113.480	0.5338	112.700	-0.4676
45	105.79	0.0248	115.420	4.4609	113.300	1.3974
46	105.63	-0.0475	113.810	-3.6967	112.730	-1.3274
47	104.66	-2.4301	113.460	-0.8108	112.170	-1.3105
48	104.52	-0.1006	110.650	-6.5755	111.650	-2.4040
49	105.02	1.2558	110.010	-1.5505	111.170	-0.0474
50	105.13	0.2756	112.640	5.8535	112.160	2.3332

TABLA A2 (CONT.). INDICES BURSATILES Y SUS TASAS DE VARIACION
AÑO 1,985

	INDICE DE BANCA	TASA DE VARIACION	INDICE DE ELECTRICAS	TASA DE VARIACION	INDICE DE "OTRAS"	TASA DE VARIACION
51	105.080	-0.1252	112.460	-0.1872	112.050	-0.2582
52	105.100	0.0499	111.560	-4.5056	111.360	-1.6255
53	104.860	-0.6016	110.840	-0.6894	111.050	-0.7338
54	104.810	-0.1255	113.100	5.3117	111.570	1.2292
55	104.700	-0.2763	114.070	2.2474	111.910	0.8008
56	104.670	-0.0755	114.435	0.8407	111.945	0.0823
57	104.640	-0.0753	114.800	0.8380	111.980	0.0821
58	104.750	-0.2766	114.230	-1.3109	111.740	-0.5644
59	104.690	-0.1508	113.240	-2.2906	111.280	-1.0857
60	104.950	0.6528	113.350	0.2555	111.320	0.0946
61	104.360	-1.4837	114.790	3.3220	111.830	1.2029
62	104.210	-0.3785	112.380	-5.5838	111.140	-1.6288
63	103.980	-0.5815	112.080	-0.7035	111.040	-0.2369
64	104.150	0.4239	113.610	3.5652	111.720	1.6067
65	104.280	0.2778	114.110	1.1655	111.970	0.5883
66	104.360	0.2522	113.600	-1.1788	111.990	0.0469
67	104.340	-0.0504	112.910	-1.6032	111.730	-0.6116
68	104.307	-0.0831	113.270	0.8377	111.873	0.3365
69	104.273	-0.0858	113.630	0.8350	112.017	0.3386
70	104.240	-0.0833	113.990	0.8325	112.160	0.3358
71	104.060	-0.4548	113.260	-1.6908	111.980	-0.4229
72	103.710	-0.8867	112.070	-2.7795	111.410	-1.3429
73	103.410	-0.7624	110.540	-3.6174	110.640	-1.8250
74	103.000	-1.0453	109.120	-3.4024	109.850	-1.8858
75	102.830	-0.4349	108.140	-2.3741	109.090	-1.8270
76	103.120	0.7411	109.390	3.0244	109.405	0.7589
77	103.550	1.0952	112.320	6.9558	110.860	3.4766
78	103.860	0.7865	109.460	-6.7874	110.150	-1.6908
79	103.780	-0.2028	109.220	-0.5777	109.920	-0.5501
80	103.850	0.1774	110.670	3.4706	110.150	0.5501
81	103.760	-0.2281	110.160	-1.2164	110.020	-0.3107
82	103.690	-0.1774	109.120	-2.4861	109.480	-1.2709
83	103.610	-0.2033	108.350	-1.8637	109.050	-1.0586
84	103.540	-0.1777	108.050	-0.7296	108.730	-0.7735
85	103.750	0.5331	108.180	0.3165	108.720	-0.0241
86	103.700	-0.1267	109.480	3.1434	109.020	0.7250
87	103.987	0.7273	110.003	1.2541	109.283	0.5860
88	104.273	0.7228	110.527	1.2508	109.507	0.5870
89	104.560	0.7233	111.050	1.2423	109.750	0.5322
90	104.760	0.5029	110.640	-0.9735	109.770	0.0479
91	104.920	0.4015	110.270	-0.8816	109.820	0.1200
92	104.950	0.0753	111.490	2.8957	110.480	1.5768
93	105.260	0.7760	113.440	4.5628	111.360	2.0878
94	105.260	0.0000	112.740	-1.6285	111.170	-0.4495
95	105.310	0.1250	113.420	1.5826	111.260	0.2131
96	105.470	0.3995	113.850	0.9956	111.490	0.5433
97	105.670	0.4987	113.785	-0.1501	111.450	-0.0944
98	105.870	0.4977	113.720	-0.1506	111.410	-0.0946
99	105.860	-0.0251	113.090	-1.4619	110.990	-0.9938
100	106.120	0.8457	112.210	-2.0557	110.670	-0.7599

TABLA A2 (CONT.). INDICES BURSATILES Y SUS TASAS DE VARIACION
AÑO 1,985

	INDICE DE BANCA	TASA DE VARIACION	INDICE DE ELECTRICAS	TASA DE VARIACION	INDICE DE "OTRAS"	TASA DE VARIACION
101	106.010	-0.2731	112.54	0.7727	110.760	0.2141
102	105.930	-0.1985	113.76	2.8374	111.330	1.3507
103	106.170	0.6955	113.44	-0.7414	111.250	-0.1892
104	106.210	0.0991	112.20	-2.8924	110.710	-1.2804
105	106.040	-0.4216	111.85	-1.2930	110.240	-1.1196
106	105.850	-0.4721	110.55	-2.6055	109.510	-1.5081
107	105.700	-0.3732	109.91	-1.5279	109.230	-0.9140
108	105.790	0.2241	111.56	3.9211	109.750	1.2498
109	105.920	0.3232	110.83	-1.7277	109.590	-0.3840
110	106.740	2.0293	110.84	0.0238	110.250	1.5801
111	107.090	0.8616	111.80	2.2655	110.690	1.0483
112	107.295	0.5032	111.41	-0.9198	110.600	-0.2141
113	107.500	0.5024	111.02	-0.9228	110.510	-0.2143
114	107.490	-0.0246	110.32	-1.6644	110.320	-0.4527
115	107.440	-0.1225	109.53	-1.8913	110.140	-0.4297
116	107.500	0.1471	108.43	-2.6562	109.690	-1.0774
117	107.300	-0.4901	107.73	-1.7043	109.210	-1.1542
118	106.960	-0.8352	108.02	0.7075	109.130	-0.1927
119	106.750	-0.5172	106.63	-3.4084	108.500	-1.3536
120	106.450	-0.7406	103.90	-6.8253	107.270	-3.0003
121	106.230	-0.5443	103.20	-1.7789	106.530	-1.8218
122	106.170	-0.1486	103.30	0.2547	106.430	-0.2472
123	106.210	0.0991	105.10	4.5460	106.790	0.8887
124	106.420	0.5188	104.26	-2.1116	106.610	-0.4440
125	106.250	-0.4209	103.45	-2.0524	106.300	-0.7662
126	106.340	0.2228	99.88	-9.7418	105.090	-3.0129
127	106.170	-0.4209	99.80	-0.2108	104.990	-0.2505
128	106.200	0.0743	100.76	2.5192	105.200	0.5260
129	106.320	0.2971	103.44	6.9079	106.280	2.8876
130	106.280	-0.0991	106.10	6.8817	107.520	3.2972
131	107.230	2.3420	105.88	2.5451	106.280	0.5089
132	107.650	1.0287	108.22	5.7524	109.670	3.3567
133	107.900	0.6104	106.40	-4.4632	109.630	-0.0959
134	107.990	0.2193	103.28	-7.8322	108.430	-2.8964
135	107.940	-0.1217	108.91	13.9681	110.620	5.2620
136	107.950	0.0243	108.88	-0.7986	110.850	0.5466
137	108.460	1.2403	106.84	-4.0052	110.560	-0.5992
138	108.290	-0.4128	108.97	0.0738	110.520	-0.0954
139	108.120	-0.4133	105.93	-2.5709	109.960	-1.3366
140	107.840	-0.6824	106.88	2.3493	110.150	0.4542
141	107.760	-0.1953	106.77	-0.2708	110.380	0.5489
142	107.720	-0.0979	106.52	-0.6169	110.390	0.0238
143	107.550	-0.4156	105.43	-2.7057	109.690	-1.1946
144	107.500	-0.0000	104.00	-2.0900	109.680	-0.5034
145	107.570	0.0488	103.69	-2.2994	109.480	-0.4804
146	106.930	-1.5703	103.26	-1.0937	109.340	-0.3368
147	107.300	0.8090	105.09	4.6228	110.210	2.0858
148	107.335	0.0858	105.64	1.3738	110.455	0.5843
149	107.370	0.0858	106.19	1.3665	110.700	0.5832
150	107.470	0.2449	108.71	6.1720	111.780	2.5548

TABLA A2 (CONT.). INDICES BURSATILES Y SUS TASAS DE VARIACION
AÑO 1,985

	INDICE DE BANCA	TASA DE VARIACION	INDICE DE ELECTRICAS	TASA DE VARIACION	INDICE DE "OTRAS"	TASA DE VARIACION
151	107.220	-0.61286	108.37	-0.8242	111.85	0.1646
152	107.500	0.68639	108.50	0.3155	111.98	0.3057
153	107.640	0.34232	107.01	-3.6390	111.30	-1.5029
154	107.650	0.02458	106.32	-1.7023	110.96	-0.8051
155	107.560	-0.22010	105.49	-2.0624	110.56	-0.9502
156	107.490	-0.17141	105.29	-0.4994	110.48	-0.2382
157	107.610	0.29363	105.53	0.5993	110.39	-0.1689
158	107.430	-0.44045	105.09	-1.0897	110.29	-0.2384
159	107.420	-0.02459	104.68	-1.0255	110.01	-0.6591
160	107.380	-0.09813	105.47	1.9784	110.16	-0.3586
161	107.270	-0.26954	105.68	0.5235	110.27	0.2625
162	107.325	0.13477	105.99	0.7707	110.46	0.4532
163	107.380	0.13477	106.30	0.7687	110.65	0.4522
164	107.620	0.58751	107.79	3.6631	111.43	1.8486
165	107.520	-0.24444	109.07	3.1065	111.93	1.1780
166	107.700	0.44020	109.46	-1.4759	111.79	-0.3293
167	107.680	-0.04894	108.37	-0.2183	111.92	0.3057
168	107.590	-0.22010	107.28	-2.6602	111.25	-1.5801
169	107.590	0.00000	106.27	-2.4893	110.91	-0.8054
170	107.670	0.19575	106.70	1.0626	110.99	0.1897
171	107.540	-0.31737	106.52	-0.4442	110.98	-0.0238
172	107.410	-0.31848	105.62	-2.2331	110.72	-0.6171
173	107.360	-0.12247	106.37	1.8622	110.72	0.0000
174	107.310	-0.12247	106.37	0.0000	110.55	-0.4043
175	107.230	-0.19626	107.23	2.1192	110.81	0.6181
176	107.170	-0.14732	107.07	-0.3930	110.79	-0.0474
177	107.360	0.46605	106.51	-1.3801	110.69	-0.2377
178	107.300	-0.14707	105.94	-1.4119	110.51	-0.4284
179	106.990	-0.76143	105.71	-0.5720	110.43	-0.1905
180	106.780	-0.51699	105.70	-0.0251	110.34	-0.2146
181	106.640	-0.34533	105.18	-1.2977	109.98	-0.8601
182	106.500	-0.34558	103.77	-3.5517	109.67	-0.7429
183	106.310	-0.47006	104.13	0.9115	109.72	0.1200
184	106.350	0.09913	103.25	-2.2334	109.51	-0.5039
185	106.280	-0.17342	103.50	0.6362	109.68	0.4081
186	106.450	0.42062	102.36	-2.9145	109.45	-0.5524
187	106.550	0.24720	100.72	-4.2504	109.00	-1.0842
188	106.590	0.09888	100.91	0.4959	108.99	-0.0241
189	106.430	-0.39552	101.16	0.6510	108.89	-0.2417
190	106.290	-0.34633	100.91	-3.0058	108.40	-1.1868
191	106.370	0.19801	99.72	-0.7642	108.26	-0.3401
192	106.560	0.46956	98.18	-4.0958	107.90	-0.8766
193	106.740	0.44421	99.18	2.6668	108.19	0.7062
194	106.790	0.12322	103.08	10.1498	109.44	3.0231
195	107.250	1.13111	108.10	12.5135	111.55	5.0254
196	107.100	-0.36917	108.05	-0.1217	111.79	0.5557
197	107.400	0.73609	109.29	3.0028	112.72	2.1801
198	107.540	0.34282	109.99	1.6802	113.32	1.3971
199	107.910	0.90373	112.48	5.8909	114.74	3.2771
200	108.080	0.41435	114.09	3.7402	115.75	2.3061

TABLA A2 (CONT.). INDICES BURSATILES Y SUS TASAS DE VARIACION
AÑO 1,985

	INDICE DE BANCA	TASA DE VARIACION	INDICE DE ELECTRICAS	TASA DE VARIACION	INDICE DE "OTRAS"	TASA DE VARIACION
201	108.26	0.4379	112.900	-2.7594	115.75	0.0000
202	108.26	0.0000	113.480	1.3484	116.21	1.0438
203	108.30	0.0971	112.970	-1.1853	116.85	1.4453
204	108.77	1.1396	111.250	-4.0376	117.01	0.3601
205	108.85	0.1935	112.570	3.1042	118.54	3.4187
206	109.23	0.9170	115.770	7.3762	120.57	4.4685
207	109.90	1.6092	117.800	4.5746	122.47	4.1146
208	110.53	1.5043	117.930	0.2901	122.70	0.4937
209	111.55	2.4173	119.900	4.3599	123.94	2.6462
210	112.60	2.4655	120.850	2.0767	124.61	1.4187
211	113.85	2.9052	121.000	0.3265	125.25	1.3482
212	115.21	3.1250	120.140	-1.8770	125.97	1.6083
213	115.54	0.7526	119.620	-1.1416	125.75	-0.4598
214	115.48	-0.1368	120.300	1.4917	125.87	0.2510
215	115.28	-0.4560	121.160	1.8745	125.92	-0.1047
216	114.72	-1.2814	120.690	-1.0227	124.93	-1.8679
217	114.12	-1.3801	118.630	-4.5305	123.62	-2.7742
218	113.91	-0.4846	119.950	2.9120	124.27	1.3801
219	113.93	0.0462	120.435	1.0618	124.34	0.1483
220	113.95	0.0462	120.920	1.0576	124.41	0.1481
221	114.27	0.7381	119.430	-3.2628	124.42	0.0211
222	114.68	0.8955	121.130	3.7196	125.70	2.6936
223	115.07	0.9394	120.540	-1.2849	126.05	0.7316
224	115.90	1.8913	117.650	-6.3861	125.80	-0.5225
225	116.23	0.7484	119.250	3.5547	126.90	2.2911
226	117.49	2.8374	123.880	10.0239	130.57	7.5027
227	118.94	3.2277	126.890	6.3178	132.99	4.6349
228	119.24	0.6531	125.420	-3.0666	132.76	-0.2575
229	119.67	0.8471	124.220	-2.5300	133.08	0.6334
230	119.66	-0.0218	125.630	2.9702	134.68	3.1451
231	119.90	0.5273	125.640	0.0211	135.85	2.2763
232	120.08	0.3948	127.960	4.8150	136.73	1.6990
233	120.34	0.5592	129.640	3.4325	137.34	1.1715
234	120.71	0.5079	127.630	-4.1121	135.72	-1.1806
235	121.04	0.7183	125.310	-4.8278	135.76	-1.8544
236	121.37	0.7165	122.430	-6.1168	134.61	-2.2386
237	121.33	-0.0866	120.880	-3.3529	134.30	-0.6068
238	120.97	-0.7820	119.340	-3.3740	133.61	-1.3555
239	120.58	-0.8498	118.040	-2.8824	132.83	-1.5407
240	120.11	-1.0277	116.980	-2.0873	133.06	0.4553
241	120.43	0.7002	118.960	-0.0442	133.19	0.2570
242	120.62	0.4148	117.800	-2.5787	132.90	-0.5737
243	120.37	-0.5461	116.790	-2.2560	132.49	-0.8131
244	120.05	-0.7004	114.610	-4.9586	131.46	-2.0539
245	120.14	0.1973	113.150	-3.3740	130.61	-1.7068
246	120.55	0.8955	115.530	5.4779	131.34	1.4666
247	120.74	0.4143	118.010	5.5893	132.39	2.0953
248	121.21	1.0224	119.090	2.3975	133.37	1.8410
249	121.91	1.5153	123.650	9.8883	134.83	2.8650
250	122.37	0.9911	128.490	10.1042	137.65	5.4472

TABLA A2 (CONT.). INDICES BURSATILES Y SUS TASAS DE VARIACION
AÑO 1,985

	INDICE DE BANCA	TASA DE VARIACION	INDICE DE ELECTRICAS	TASA DE VARIACION	INDICE DE "OTRAS"	TASA DE VARIACION
251	122.810	0.94464	124.80	-7.6680	136.830	-1.5723
252	123.010	0.42815	123.71	-2.3086	135.970	-1.6591
253	123.450	0.93962	120.46	-7.0057	134.830	-2.2158
254	123.300	-0.31998	119.94	-1.1384	134.270	-1.0952
255	123.373	0.15585	120.79	1.8582	134.457	0.3662
256	123.447	0.15756	121.64	1.8454	134.643	0.3639
257	123.520	0.15560	122.49	1.8326	134.830	0.3652
258	123.290	-0.49064	120.84	-3.5590	134.350	-0.9384
259	123.470	0.38398	119.33	-3.3090	134.070	-0.5491
260	123.800	0.70246	123.58	9.2095	135.780	3.3351

TABLA A3. RESIDUOS DEL MODELO ARMA VECTORIAL
R1: BCA, R2: ELEC, R3: OTRAS

	R1	R2	R3
1			
2	2.5296	3.5638	2.7428
3	-1.8668	-0.3457	-1.1022
4	-1.4102	1.4023	-0.2582
5	0.3956	0.4834	0.4354
6	1.3142	5.7316	3.2782
7	-0.5936	0.7906	1.1162
8	-0.1679	0.9496	0.7056
9	-0.8350	2.7236	1.2178
10	0.2594	-2.5189	-0.7514
11	0.4650	1.5778	1.1709
12	0.2239	2.8688	1.2469
13	-1.5660	-1.3245	-0.8686
14	-0.8612	-5.1138	-2.6891
15	0.2239	0.8127	1.4766
16	-0.0232	4.7715	1.8731
17	0.9701	0.2029	0.3503
18	1.6051	4.5574	3.1108
19	3.0253	-0.7323	0.9091
20	0.3104	-4.3233	-3.2582
21	0.6593	4.8765	3.1939
22	0.1283	4.1068	2.5223
23	-1.4494	7.8632	1.9370
24	-1.8877	-7.2997	-5.5012
25	-0.9252	8.4728	4.6120
26	-0.8362	-8.9010	-4.7820
27	0.3530	0.5479	0.0737
28	0.5530	2.8926	3.1429
29	0.8450	2.3842	0.2455
30	-0.9016	-4.1080	-1.2885
31	0.3225	3.6911	1.9744
32	0.6034	0.1515	-0.4228
33	1.1265	-2.6065	0.0522
34	-0.4681	-4.7873	-2.2853
35	-0.0450	0.5313	-0.5090
36	3.2856	-5.4765	-1.0563
37	0.4161	-2.1212	-0.7542
38	-2.7416	-6.0353	-1.8664
39	-0.8758	2.1433	0.2537
40	0.3605	1.8616	1.4241
41	-0.5299	-5.5220	-2.4017
42	1.0784	3.2475	2.0786
43	-0.9328	0.4553	-0.7076
44	-0.8470	-5.3213	-2.0254
45	-1.8335	1.9245	0.1236
46	0.5508	-5.8118	-1.8978
47	1.3755	-0.8103	0.9370
48	-0.1430	2.5721	1.0165
49	-0.0907	-2.1587	-1.3955
50	-0.1650	-4.6316	-2.0151

TABLA A3 (CONT.). RESIDUOS DEL MODELO ARMA VECTORIAL
R1: BCA, R2: ELEC, R3: OTRAS

	R1	R2	R3
52	-0.7156	1.7942	0.0716
53	0.3273	6.4096	1.8923
54	0.2548	1.6257	0.8922
55	0.2899	1.8080	0.7419
56	0.0102	0.0848	0.0801
57	0.3905	-1.5114	-0.6631
58	-0.6374	-1.1195	-0.7636
59	0.9447	1.0646	0.5556
60	-1.6198	2.8980	1.0680
61	0.6341	-4.6783	-1.0839
62	-0.1612	-0.3533	0.2362
63	0.3353	1.8135	0.7504
64	0.0869	0.5031	0.1824
65	-0.0657	-2.1939	-0.7782
66	0.0740	-0.7202	-0.3356
67	-0.0925	0.6359	0.1847
68	-0.0925	0.5219	0.3579
69	-0.2692	1.1708	0.3127
70	-0.2204	-2.4109	-0.5418
71	-0.6544	-1.9233	-0.9820
72	-0.1886	-3.7283	-1.5985
73	-0.5626	-3.2521	-1.5285
74	-0.0326	-2.1510	-1.3323
75	1.0485	2.6327	1.0801
76	0.5877	5.7829	2.9485
77	0.1479	-7.1702	-2.4127
78	-0.7836	0.7321	-0.3549
79	0.2965	2.3012	0.0828
80	-0.0278	-0.9719	0.0859
81	0.1450	-0.2958	-0.0876
82	-0.0702	-1.8528	-0.7743
83	-0.1212	-1.3398	-0.7735
84	0.6272	0.7298	0.4451
85	-0.5509	3.4365	0.6597
86	0.9308	1.8643	0.6772
87	0.4624	1.4996	0.6544
88	0.5369	1.0024	0.3911
89	0.1434	-0.1806	0.1914
90	-0.0868	-0.7272	-0.0806
91	-0.3274	3.5454	1.7220
92	0.9763	4.1342	1.7340
93	-0.2668	-2.4899	-1.0383
94	0.0166	3.2264	0.7199
95	0.3326	-0.0564	0.1817
96	0.0468	0.3098	-0.2009
97	0.3464	0.9569	0.2924
98	-0.3689	-1.2459	-1.1109
99	0.5720	-1.2126	-0.3186
100	-0.5508	1.2945	0.4859
101	-0.0826	3.0948	1.4258
102	0.4999	-0.5258	-0.3667

TABLA A3 (CONT.). RESIDUOS DEL MODELO ARMA VECTORIAL
R1: BCA, R2: ELEC, R3: OTRAS

	R1	R2	R3
154	-0.25506	-1.9568	-0.8016
155	0.07019	-1.6681	-0.4064
156	0.22846	2.0043	0.2835
157	-0.33932	-1.4912	-0.2403
158	0.22594	0.4095	-0.0848
159	0.00075	1.0678	0.0073
160	0.19201	0.0768	0.3818
161	-0.19303	2.0908	0.8392
162	0.06371	0.0590	0.1321
163	0.43900	3.7404	1.8049
164	-0.69709	2.1105	0.5312
165	0.83384	-1.1003	-0.2693
166	-0.85071	-0.0862	0.2396
167	0.09233	-2.7141	-1.6738
168	0.12972	-1.9807	-0.3600
169	0.13658	0.9452	0.1484
170	-0.27986	-0.4700	0.0064
171	-0.23805	-2.0137	-0.5884
172	0.12271	1.9811	0.0945
173	-0.08973	-0.8912	-0.7447
174	-0.01728	3.0404	1.2705
175	-0.25468	-0.2368	-0.0710
176	0.61625	-1.3338	-0.1259
177	-0.49540	-1.6218	-0.5404
178	-0.84893	-0.3570	-0.1464
179	-0.11350	0.0612	-0.1045
180	-0.07613	-2.1874	-1.0472
181	0.04600	-2.9530	-0.1439
182	-0.32324	1.2301	0.2045
183	0.23114	-4.4667	-1.4146
184	-0.25689	0.7937	0.4219
185	0.58210	-3.7158	-0.9253
186	0.01925	-4.0018	-1.1794
187	-0.00643	-0.0371	-0.3177
188	-0.20124	-0.5926	-0.6316
189	-0.25115	-2.7411	-0.9185
190	0.49826	0.7086	0.5864
191	0.41824	-4.7730	-1.1224
192	0.29330	3.1235	0.7980
193	-0.06722	8.4141	2.1690
194	1.10326	11.6767	4.5597
195	-0.89219	0.3139	0.2861
196	1.05114	6.2276	3.4094
197	-0.05012	-0.0983	0.2551
198	0.77867	5.2208	2.6392
199	0.11422	2.7810	1.4995
200	0.03938	-3.7055	-1.1013
201	0.03149	2.5548	1.3025
202	0.01443	-2.5579	0.5120
203	1.14720	-3.6614	0.0245
204	-0.63410	1.3411	1.6872

TABLA A3 (CONT.). RESIDUOS DEL MODELO ARMA VECTORIAL
R1: BCA, R2: ELEC, R3: OTRAS

	R1	R2	R3
103	-0.3310	-3.6219	-1.6242
104	-0.4899	0.0218	-0.4834
105	-0.3336	-2.6173	-1.3830
106	-0.2654	-0.7346	-0.2598
107	0.2066	4.7178	1.8145
108	0.2508	-3.1474	-0.9275
109	1.6351	0.9892	1.7935
110	-0.2830	0.3718	-0.4089
111	0.0285	-1.9011	-1.1725
112	0.0833	0.2702	0.0969
113	-0.1158	-1.4885	-0.3580
114	0.1252	-0.1407	0.6251
115	0.2100	-3.1066	-1.2148
116	-0.6214	-2.1383	-1.2278
117	-0.6063	1.2623	0.1688
118	0.0882	-3.2037	-1.1784
119	-0.4765	-5.4303	-2.4161
120	0.0310	-0.8444	-0.9304
121	0.0629	-0.9111	-0.2766
122	-0.0795	4.6373	1.0649
123	0.5703	-2.6193	-0.4919
124	-1.0344	-0.6117	-0.3032
125	0.4867	-6.7656	-2.7607
126	-0.3829	0.3505	0.2419
127	0.3568	0.7929	-0.0774
128	0.3682	6.7164	2.7860
129	-0.4138	5.2017	2.5326
130	2.4677	0.0268	1.5605
131	-0.1972	4.1925	1.8895
132	0.0527	-5.6564	-1.4611
133	-0.0314	-6.4093	-2.8550
134	0.1065	12.5273	4.7697
135	0.5022	-1.8201	0.0767
136	1.2943	-2.2186	-0.0973
137	-1.2896	-0.8601	-0.8534
138	-0.2489	-2.6853	-1.5883
139	-0.1811	2.7188	0.8282
140	0.1648	0.6744	0.7588
141	0.2772	0.7841	0.6546
142	-0.4948	-4.6484	-2.1678
143	-0.0852	-2.0978	-0.2705
144	-0.1688	-2.6718	-0.8401
145	-1.9313	-1.0441	-0.4455
146	1.5648	5.6574	2.5229
147	-0.2181	-2.6276	-1.1118
148	0.2250	2.1025	0.8304
149	-0.2026	5.8885	2.3406
150	-1.0525	-3.4387	-1.4445
151	1.1288	3.1648	1.5432
152	0.1617	-5.7352	-2.4682
153	0.0885	-0.6989	-0.2541

TABLA A3 (CONT.). RESIDUOS DEL MODELO ARMA VECTORIAL
R1: BCA, R2: ELEC, R3: OTRAS

	R1	R2	R3
205	0.89814	4.7580	2.6049
206	1.06036	1.1806	1.5103
207	0.54883	-1.3892	-1.3091
208	1.49574	4.1982	1.9080
209	0.58970	0.6058	-0.1268
210	1.73433	1.2242	1.0976
211	1.30169	-0.6638	1.1778
212	-0.78193	-0.6371	-1.4151
213	-0.66859	3.1719	0.4930
214	-0.19481	2.6248	0.2899
215	-0.77220	1.2025	-0.7354
216	-0.64256	-1.3293	-0.8607
217	-0.04138	4.3123	2.6003
218	-0.12358	0.0045	-0.5736
219	-0.23440	0.5166	-0.1309
220	0.07465	-3.0233	-0.2193
221	0.10024	4.2636	2.2955
222	0.48315	-3.9774	-0.9005
223	1.06593	-7.1230	-1.3131
224	-0.44987	2.6082	1.1761
225	2.17493	7.4735	5.8879
226	1.49804	2.9969	1.7298
227	-0.79803	-5.6546	-2.9748
228	0.70852	0.0015	1.2162
229	-0.62111	1.5302	1.9606
230	1.07540	0.1389	1.7895
231	0.49041	3.8988	0.5924
232	0.02328	-0.2817	-0.8417
233	0.61880	-2.7725	-0.8028
234	0.30383	-4.0657	-1.7049
235	0.42045	-4.2231	-1.9370
236	-0.81460	-1.7196	-0.1728
237	-0.64959	-3.3036	-1.2246
238	-0.31028	-2.4262	-1.2808
239	-0.28673	1.9302	0.7899
240	0.68117	0.1977	0.4249
241	-0.58797	-3.8147	-1.3265
242	-0.65296	-2.2553	-1.0117
243	-0.67575	-4.7543	-2.0140
244	0.39271	-3.1921	-1.3501
245	0.53271	5.4747	1.7874
246	-0.06334	3.5544	1.2353
247	0.88272	2.8061	1.9788
248	0.86276	9.4537	2.2330
249	0.34839	7.9353	4.2414
250	0.48781	-5.2717	-1.4630
251	0.09690	-1.2244	-1.6230
252	1.08204	-8.0800	-2.3944
253	-0.49617	1.0438	0.0642
254	0.27077	2.0587	0.6129
255	-0.09501	2.3508	0.5701

TABLA A3 (CONT.). RESIDUOS DEL MODELO ARMA VECTORIAL
R1: BCA, R2: ELEC, R3: OTRAS

	R1	R2	R3
256	0.23071	2.3121	0.57010
257	-0.34198	-1.8912	-0.29655
258	0.49036	-1.7326	-0.10785
259	0.65746	8.4251	2.67910

TABLA A4. INDICE DE BANCA RE-ESCALADO. DIFERENCIA LOGARITMICA

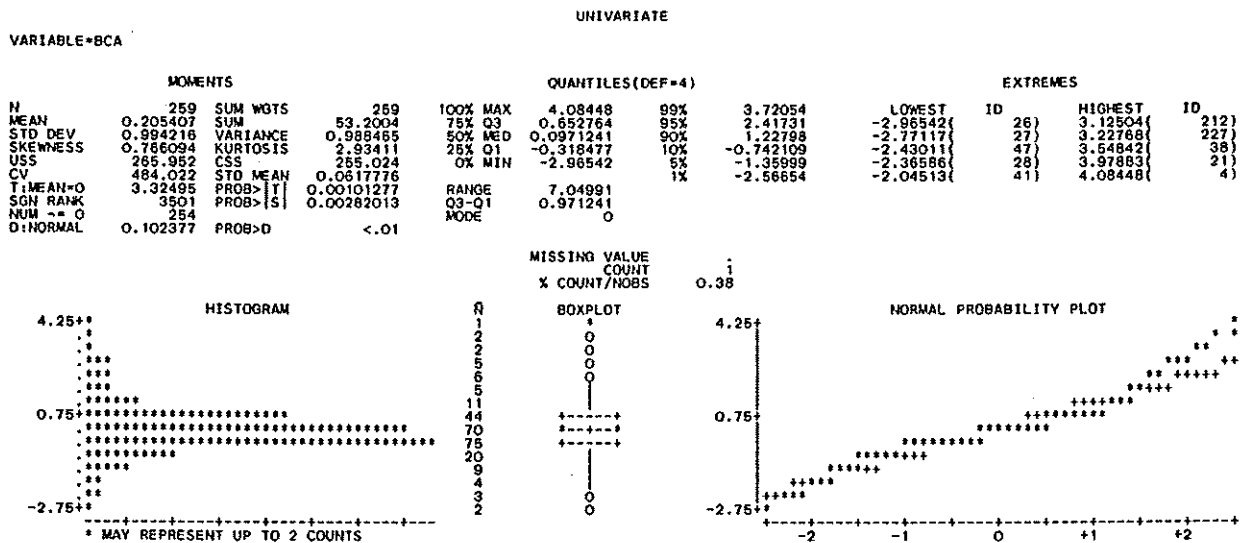


TABLA A5. INDICE DE ELECTRICAS RE-ESCALADO. DIFERENCIA LOGARITMICA

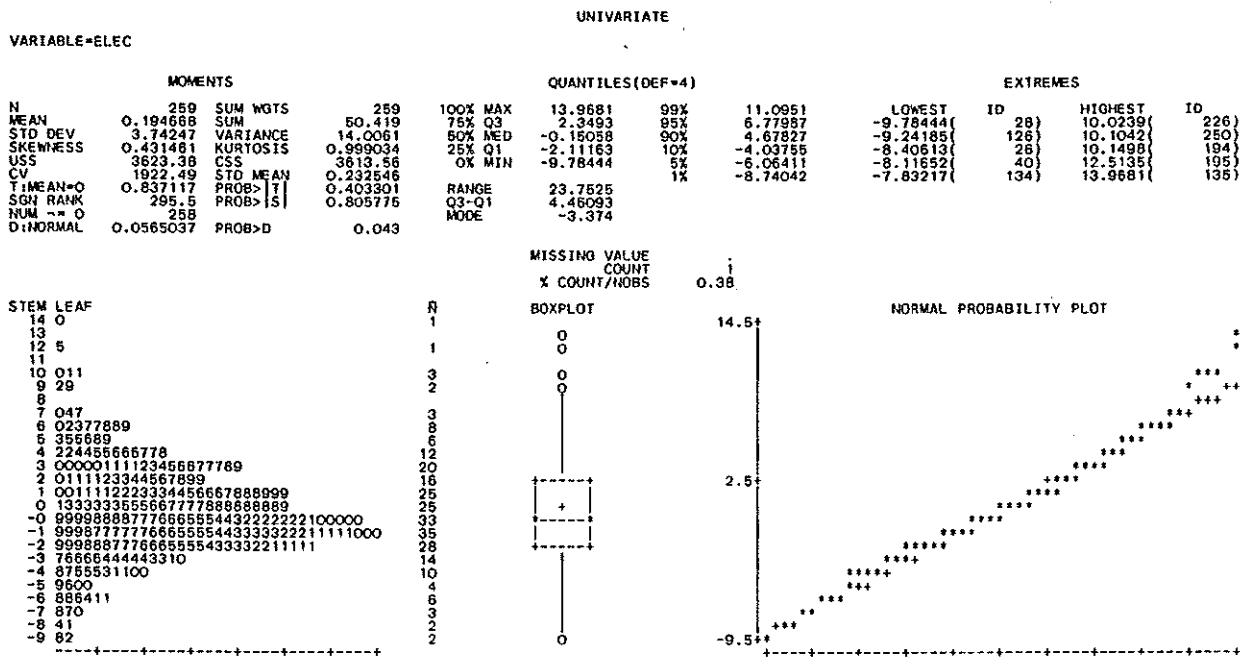


TABLA A6. INDICE DE "OTRAS". SERIE RE-ESCALADA. DIFERENCIA LOGARITMICA
UNIVARIATE

VARIABLE=OTRAS

MOMENTS				QUANTILES(DEF=4)				EXTREMES			
N	259	SUM WQTS	259	100% MAX	7.50265	99%	5.33609	LOWEST	ID	HIGHEST	ID
MEAN	0.300798	SUM	77.9081	75% Q3	1.24981	95%	3.43147	-6.30579(26)	4.85219(4)
STD DEV	1.77319	VARIANCE	3.14422	50% MED	0.0479346	90%	2.69362	-5.88258(28)	5.02536(195)
SKEWNESS	0.463434	KURTOSIS	1.93658	25% Q1	-0.742862	10%	-1.62727	-3.01286(126)	5.26202(135)
USS	834.642	CSS	811.208	0% MIN	-6.30579	5%	-2.05793	-3.00031(120)	5.44723(250)
CV	589.501	STD MEAN	0.110181	RANGE	13.8084	1%	-4.15276	-2.90795(43)	7.50265(226)
T:MEAN=O	2.73002	PROB> T	0.00676933	Q3-Q1	1.99268						
SGN RANK	2262.5	PROB> S	0.0579138	MODE	-0.0240928						
NUM ~ = O	257										
D:NORMAL	0.112847	PROB>D	<.01								

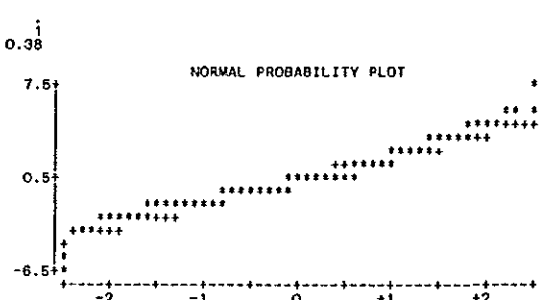
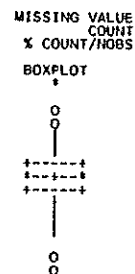
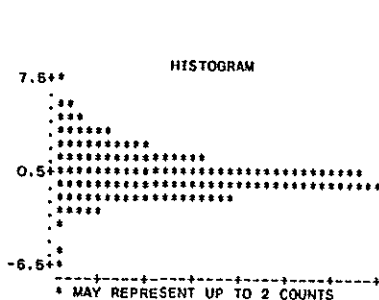


TABLA A7. SERIE RESIDUAL: R1

UNIVARIATE

VARIABLE=R1

MOMENTS				QUANTILES(DEF=4)				EXTREMES			
N	257	SUM WQTS	257	100% MAX	3.28565	99%	2.73776	LOWEST	HIGHEST		
MEAN	0.0811313	SUM	20.8507	75% Q3	0.474073	95%	1.3203	-2.74162	2.17493		
STD DEV	0.766094	VARIANCE	0.5869	50% MED	0.0459999	90%	1.04903	-1.9313	2.4677		
SKEWNESS	0.429224	KURTOSIS	2.77853	25% Q1	-0.298507	10%	-0.78227	-1.88768	2.52956		
USS	151.938	CSS	150.246	0% MIN	-2.74162	5%	-0.942993	-1.86883	3.02529		
CV	944.265	STD MEAN	0.0477876	RANGE	6.02726	1%	-1.906	-1.83355	3.28565		
T:MEAN=O	1.69775	PROB> T	0.0907709	Q3-Q1	0.77258						
SGN RANK	1789.5	PROB> S	0.133664	MODE	-2.74162						
NUM ~ = O	257										
D:NORMAL	0.0734686	PROB>D	<.01								

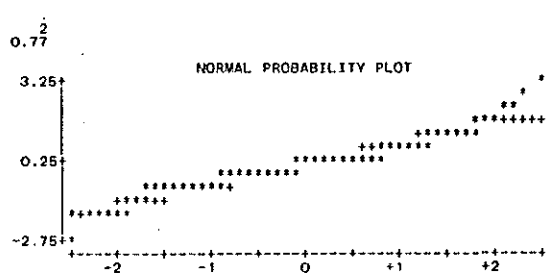
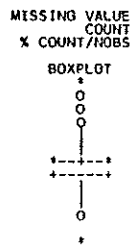
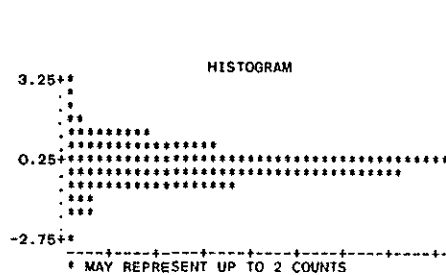


TABLE A8. SERIE RESIDUAL: R2
UNIVARIATE

VARIABLE=R2

MOMENTS			
N	257	SUM WGTs	257
MEAN	0.0803281	SUM	20.6443
STD DEV	3.49463	VARIANCE	12.2124
SKEWNESS	0.332245	KURTOSIS	0.722105
USS	3128.04	CSS	3128.38
CV	4350.44	STD MEAN	0.217989
T:MEAN=O	0.368496	PROB> T	0.712808
SGN RANK	65.5	PROB> S	0.958543
NUM ~ = O	257		
D: NORMAL	0.0450532	PROB>D	>.15

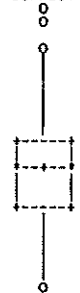
QUANTILES(DEF=4)			
100% MAX	12.5273	99%	10.3462
75% Q3	2.10548	95%	5.92272
50% MED	0.0547744	90%	4.36128
25% Q1	-2.17307	10%	-4.35202
0% MIN	-8.90099	5%	-5.53097
		1%	-8.36789
RANGE	21.4283		
Q3-Q1	4.27955		
MODE	-8.90099		

EXTREMES	
LOWEST	HIGHEST
-8.90099	8.42515
-8.76564	8.47265
-8.08003	9.45372
-7.29971	11.5787
-7.17017	12.5273

STEM	LEAF	N
12	5	1
11	6	1
10		
9	5	1
8	445	3
7	599	3
6	247	3
5	2257789	7
4	112233667889	12
3	001122224566779	16
2	00111113344666667788999	23
1	00001122223334455566889999	26
0	11111222333444555555667778888899	34
-0	9998777766666554433322111100000	32
-1	99987776655433322211100	24
-2	877766666554432222111000	26
-3	877766433221100	15
-4	8887665321100	13
-5	777654331	10
-6	40	2
-7	321	3
-8	981	3

MISSING VALUE
COUNT
% COUNT/NOBS 0.77

BOXPLOT



NORMAL PROBABILITY PLOT

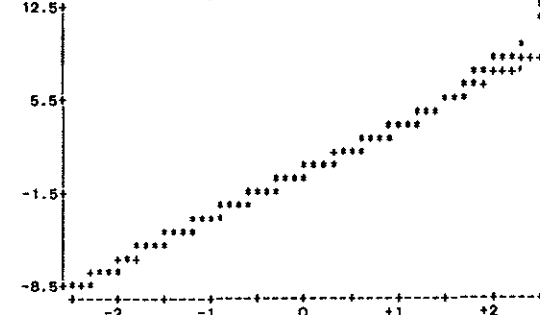


TABLE A9. SERIE RESIDUAL: R3
UNIVARIATE

VARIABLE=R3

MOMENTS			
N	257	SUM WGTs	257
MEAN	0.122133	SUM	31.3892
STD DEV	1.54925	VARIANCE	2.40018
SKEWNESS	0.308053	KURTOSIS	1.42856
USS	618.279	CSS	614.446
CV	1268.49	STD MEAN	0.0966396
T:MEAN=O	1.2638	PROB> T	0.207452
SGN RANK	833.6	PROB> S	0.484961
NUM ~ = O	257		
D: NORMAL	0.0632514	PROB>D	0.013

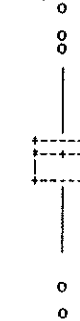
QUANTILES(DEF=4)			
100% MAX	5.88787	99%	4.67824
75% Q3	0.97552	95%	2.74691
50% MED	0.064233	90%	1.99957
25% Q1	-0.664666	10%	-1.54045
0% MIN	-5.50123	5%	-2.27825
		1%	-3.89818
RANGE	11.3891		
Q3-Q1	1.84122		
MODE	-5.50123		

EXTREMES	
LOWEST	HIGHEST
-5.50123	4.94138
-4.78197	4.55967
-3.25819	4.61204
-2.97484	4.76988
-2.85498	5.88787

STEM	LEAF	N
5	9	1
4	668	3
3	2	1
3		
3	11234	5
2	5556667789	10
2	00012233	8
1	555567778888999999	19
1	0111112222223344	17
0	5555666666777777888888999	28
0	11111111111112222222223333334444444	38
-0	4444444433333333332222111111111111000	39
-0	99999999888888888877776665555	30
-1	44444333333322222211111110000	29
-1	9977666555	11
-2	4444320000	10
-2	9875	4
-3	30	2
-3		
-4		
-4	8	1
-5		
-5	5	1

MISSING VALUE
COUNT
% COUNT/NOBS 0.77

BOXPLOT



NORMAL PROBABILITY PLOT

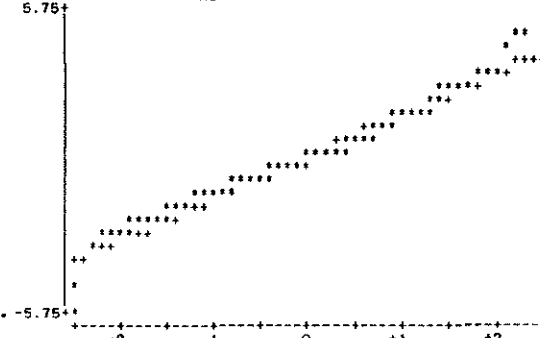


GRAFICO 4 : PRIMERAS DIFERENCIAS LOGARITMICAS DEL INDICE DE OTRAS

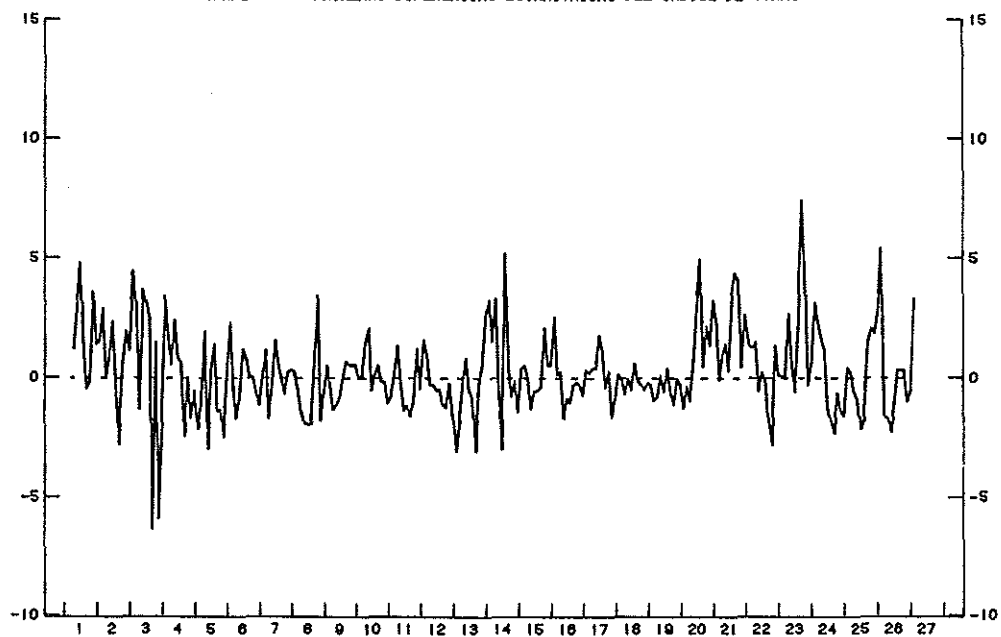


GRAFICO 5 : RESIDUOS DEL MODELO. INDICE DE BANCA

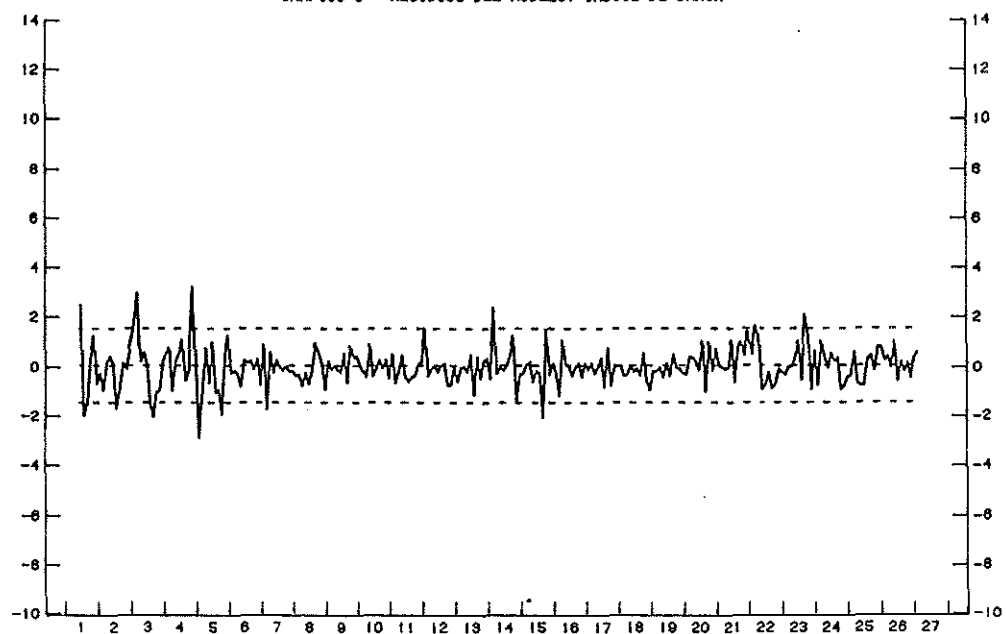


GRAFICO 6 : RESIDUOS DEL MODELO : INDICE DE ELECTRICAS

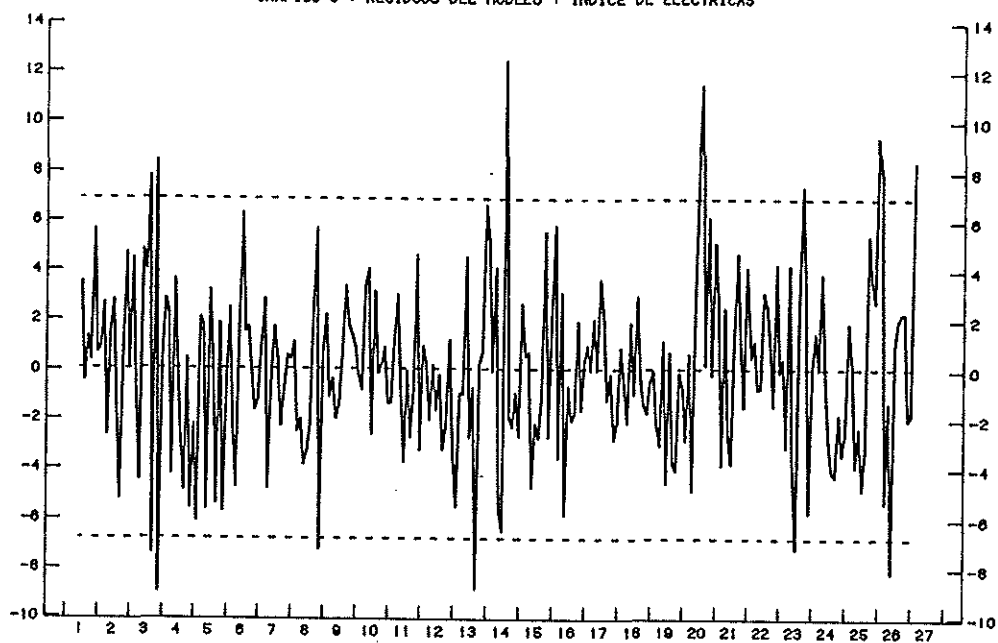


GRAFICO 7 : RESIDUOS DEL MODELO. INDICE DE 'OTRAS'

